

**Τελική Εξέταση-Θεωρία Πιθανοτήτων**  
**05-06-2024**

**Πρόβλημα 1.** Έστω  $(X_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων, ισόνομων τυχαίων μεταβλητών με  $\mathbb{P}(X_n \geq 0) = 1$ .  
(α) Αν  $\mathbb{E}(X_1) < \infty$ , να αποδείξετε ότι σχεδόν βέβαια ισχύει

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} = 0.$$

(β) Αν  $\mathbb{E}(X_1) = \infty$ , να αποδείξετε ότι σχεδόν βέβαια ισχύει

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} = \infty.$$

**Πρόβλημα 2.** (α) Έστω  $(X_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων και ισόνομων τυχαίων μεταβλητών των οποίων η πυκνότητα ισούται με  $\frac{1}{\pi(1+x^2)}$ . Να αποδείξετε ότι

$$\frac{1}{n} \max_{k \leq n} X_k \xrightarrow{d} \frac{1}{T}$$

όπου  $T$  είναι εκθετική τυχαία μεταβλητή, της οποίας να προσδιορίσετε την παράμετρο.

(β) Έστω  $(Z_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων τυχαίων μεταβλητών που ακολουθούν την κατανομή  $\text{Poi}(\lambda_n)$ , δηλαδή με πυκνότητα  $f(k; \lambda) = \Pr(X = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$  και  $\lambda_n = \log_2(n+1) - \log_2 n$ . Θέτουμε  $T_n = Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n$ . Να αποδείξετε ότι

$$\frac{T_n}{\log_2(n+1)} \xrightarrow{\mathbb{P}} 1.$$

**Πρόβλημα 3.** (α) Αν  $X, Y$  είναι ανεξάρτητες και ισόνομες τυχαίες μεταβλητές, να βρείτε την σχέση που συνδέει την χαρακτηριστική συνάρτηση του  $X$ , με την χαρακτηριστική συνάρτηση του  $X - Y$ . Στη συνέχεια, να εξετάσετε αν υπάρχουν  $X, Y$ , όπως παραπάνω, ώστε η τυχαία μεταβλητή  $X - Y$  να είναι ομοιόμορφη στο διάστημα  $[-1, 1]$ .

(β) Έστω  $(\nu_n)_{n \in \mathbb{N}}$  και  $\nu_\infty$  μέτρα πιθανότητας στον  $((0, 1], \mathcal{B}_{(0,1]})$ . Συμβολίζουμε με  $F_n(t) = \nu_n((0, t])$  και  $F_\infty(t) = \nu_\infty((0, t])$  τις αντίστοιχες συναρτήσεις κατανομής. Να αποδείξετε ότι αν  $\nu_n \xrightarrow{w} \nu_\infty$  τότε

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{(0,1]} |F_n(t) - F_\infty(t)| dt = 0.$$

**Πρόβλημα 4.** Έστω  $(V_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων και ισόνομων μη αρνητικών τυχαίων μεταβλητών. Σταθεροποιούμε  $r > 0$  και  $q \in (0, 1]$ , και θεωρούμε  $W_0 = 1$  και

$$W_n = (qr + (1 - q)V_n) W_{n-1},$$

$n = 1, 2, \dots$

(α) Να αποδείξετε  $n^{-1} \log W_n \xrightarrow{\sigma.\beta.} w(q)$ , όπου  $w(q) = \mathbf{E} \log (qr + (1 - q)V_1)$ .

(β) Να αποδείξετε ότι η  $w(q)$  είναι κοίλη στο  $(0, 1]$ .

(γ) Χρησιμοποιώντας την ανισότητα Jensen να αποδείξετε ότι αν  $\mathbf{E}V_1 \leq r$ , τότε  $w(q) \leq w(1)$ . Επιπλέον, να αποδείξετε ότι αν  $\mathbf{E}V_1^{-1} \leq r^{-1}$ , τότε η σχεδόν βέβαια σύγκλιση ισχύει και όταν  $q = 0$  και μάλιστα ισχύει ότι  $w(q) \leq w(0)$ .

**Πρόβλημα 5.** Θέτουμε  $R_n = B_1 + \dots + B_n$ , όπου  $B_k$  είναι ανεξάρτητες Bernoulli με

$$\mathbb{P}(B_k = 1) = 1 - \mathbb{P}(B_k = 0) = k^{-1}.$$

(α) Να αποδείξετε ότι  $b_n / \log n \rightarrow 1$  όπου  $b_n = \text{Var}(R_n)$ .

(β) Να εξετάσετε αν ισχύουν οι συνθήκες Lindeberg για τις τυχαίες μεταβλητές  $X_{n,k} = (\log n)^{-1/2} (B_k - k^{-1})$ .

(γ) Να αποδείξετε ότι  $(R_n - \log n) / \sqrt{\log n} \xrightarrow{d} G$ .

**Πρόβλημα 6.** (α) Έστω  $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}, Z_\infty$  τυχαίες μεταβλητές στον χώρο  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Υποθέτουμε ότι  $Z_n \xrightarrow{\mathbb{P}} Z_\infty$ . Έστω  $n_1(\ell), n_2(\ell)$  δύο ακολουθίες οι οποίες εξαρτώνται από το  $\ell \in \mathbb{N}$ , με  $n_1(\ell), n_2(\ell) \rightarrow \infty$  όταν  $\ell \rightarrow \infty$ . Να αποδείξετε ότι

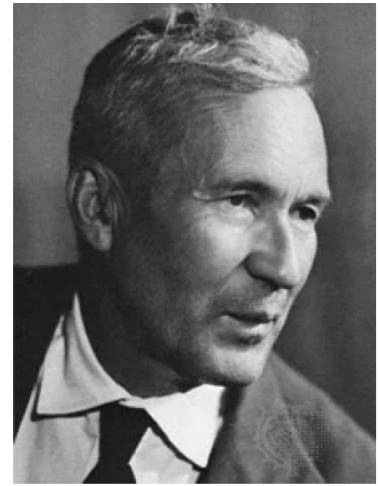
$$Z_{n_1(\ell)} - Z_{n_2(\ell)} \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$$

όταν  $\ell \rightarrow \infty$ .

(β) Έστω  $(X_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων και ισόνομων τυχαίων μεταβλητών με  $\mathbb{E}(X_1) = 0, \mathbb{E}(X_1^2) = 1$ , και ορίζουμε  $S_n = \sum_{i \leq n} X_i / \sqrt{n}$ . Το κεντρικό οριακό θεώρημα εξασφαλίζει ότι  $S_n \xrightarrow{d} G \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Χρησιμοποιώντας το (α), αν θέλετε, να αποδείξετε ότι δεν υπάρχει τυχαία μεταβλητή  $S_\infty$  ώστε  $S_n \xrightarrow{\mathbb{P}} S_\infty$ .

**Πρόβλημα 7.** (α) Με τη βοήθεια των *Martingales* να αποδείξετε το παρακάτω. Έστω  $(X_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία ανεξάρτητων τυχαίων μεταβλητών με  $\mathbb{E}(X_k) = 0$  και  $\text{Var}(X_k) < \infty$  για κάθε  $k$ . Να αποδείξετε ότι αν  $\sum_{k=1}^{\infty} \text{Var}(X_k) < \infty$  τότε η σειρά  $\sum_{k=1}^{\infty} X_k$  συγκλίνει σχεδόν βέβαια.

(β) Έστω  $(X_n)$  μια ακολουθία μη αρνητικών, ολοκληρώσιμων και ανεξάρτητων τυχαίων μεταβλητών, ώστε για κάθε  $n$  να ισχύει  $\mathbb{E}X_n = 1$ . Έστω  $Y_0 = 1$  και  $Y_n = \prod_{k=1}^n X_k$ . Υποθέτουμε ότι το άπειρο γινόμενο  $\prod_{k=1}^{\infty} \mathbb{E}(\sqrt{X_k})$  υπάρχει και είναι θετικός αριθμός. Να αποδείξετε ότι η ακολουθία  $\sqrt{Y_n}$  συγκλίνει σχεδόν βέβαια και στον  $L^2$  σε μια τυχαία μεταβλητή  $Z$ . Ισχύει η σύγκλιση της  $Y_n$  και στον  $L^1$ ;



Κάθε πρόβλημα βαθμολογείται με 2 μονάδες.  
Καλή Επιτυχία!

1 α) Γράφουμε

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} > 0\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{r=1}^{\infty} \left\{ \frac{X_n}{n} > \frac{1}{r} \text{ για άπειρα } n \right\}\right).$$

Θα εκτιμήσουμε την πιθανότητα καθενός ενδεχομένου που βρίσκεται στην ένωση, με την βοήθεια του λήμματος Borel-Cantelli. Πράγματι, σταθεροποιούμε  $r > 0$  και τότε, εφόσον  $X_n \geq 0$  σχεδόν βέβαια, γράφουμε

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(\frac{X_n}{n} > \frac{1}{r}\right) &= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(rX_1 > n) \\ &\leq \int_0^{\infty} \mathbb{P}(rX_1 > t) dt \\ &= r\mathbb{E}(X_1) \\ &< \infty. \end{aligned}$$

Από το λήμμα Borel-Cantelli συμπεραίνουμε ότι για το τυχόν  $r > 0$  ισχύει ότι

$$\mathbb{P}\left(\left\{ \frac{X_n}{n} > \frac{1}{r} \text{ για άπειρα } n \right\}\right) = 0,$$

επομένως από την υποπροσθετικότητα παίρνουμε

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} > 0\right) = 0.$$

β) Θα εργαστούμε αντίστοιχα, χρησιμοποιώντας το δεύτερο λήμμα Borel-Cantelli. Γράφουμε

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} = \infty\right) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{K=1}^{\infty} \left\{ \frac{X_n}{n} > K \text{ για άπειρα } n \right\}\right).$$

Για το τυχόν  $K > 0$  ισχύει

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(\frac{X_n}{n} > K\right) &= \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}\left(\frac{X_1}{K} > n\right) \\ &\geq \int_1^{\infty} \mathbb{P}\left(\frac{X_1}{K} > t\right) dt \\ &\geq \mathbb{E}(X_1)/K - 1 \\ &= \infty, \end{aligned}$$

άρα από το δεύτερο λήμμα Borel-Cantelli έχουμε

$$\mathbb{P}\left(\left\{ \frac{X_n}{n} > M \text{ για άπειρα } n \right\}\right) = 1.$$

Παίρνοντας τομή από σχεδόν βέβαια ενδεχόμενα, έχουμε σχεδόν βέβαιο ενδεχόμενο, οπότε

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{n} = \infty\right) = 1.$$

2 α) Αν θέσουμε  $Y_n = \frac{1}{n} \max_{k \leq n} X_k$ , τότε

$$\begin{aligned} F_{Y_n}(y) &= \mathbb{P}(Y_n \leq y) = \mathbb{P}(\max\{X_1, X_2, \dots, X_n\} \leq ny) \\ &= \mathbb{P}(X_1 \leq ny, X_2 \leq ny, \dots, X_n \leq ny) = \text{ανεξάρτητες} \\ &= \mathbb{P}(X_1 \leq ny) \mathbb{P}(X_2 \leq ny) \cdots \mathbb{P}(X_n \leq ny) = \text{ισόνομες} \\ &= (F_X(ny))^n \end{aligned}$$

άρα

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(y) = \lim_{n \rightarrow \infty} (F_X(yn))^n = \lim_{n \rightarrow \infty} \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(ny) \right)^n = e^{-\frac{1}{y\pi}} \mathbf{1}_{y>0}$$

όπου η τελευταία ισχύει για  $y > 0$ , εφόσον

$$\left( \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(ny) \right)^n = \left( 1 + \frac{-\arctan(1/yn)}{\pi} \right)^n \sim_{\infty} \left( 1 + \frac{-1}{\pi yn} \right)^n \rightarrow e^{-1/y\pi},$$

όπου χρησιμοποιήσαμε ότι  $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{\arctan x}{x} = 1$ .

β) Αρχικά υπολογίζουμε ότι

$$\mathbb{E}T_n = \log_2(n+1) \quad \text{και} \quad \sigma_n^2 = \text{Var}(T_n) = \mathbb{E}[T_n] = \sum_{k=1}^n l_n = \log_2(n+1),$$

επομένως από την ανισότητα Chebyshev παίρνουμε

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( \left| \frac{T_n}{\mathbb{E}[T_n]} - 1 \right| \geq \epsilon \right) &= \mathbb{P} \left( |T_n - \mathbb{E}[T_n]| \geq \sigma_n^2 \epsilon \right) \\ &\leq \frac{1}{(\sigma_n \epsilon)^2} = \frac{1}{\epsilon^2 \log_2^2(n+1)} \rightarrow 0 \end{aligned}$$

καθώς  $n \rightarrow \infty$  για κάθε  $\epsilon > 0$ .

Σχόλιο. Από το κριτήριο Kolmogorov, (άσκηση 7α) μπορούμε να αποδείξουμε ότι η σύγκλιση είναι σχεδόν βέβαια.

3 α) Οι τυχαίες  $X$  και  $-Y$  είναι επίσης ανεξάρτητες, άρα

$$\mathbb{E}e^{it(X-Y)} = \mathbb{E}e^{it(X+(-Y))} = \mathbb{E}e^{itX} \mathbb{E}e^{-itY} = \mathbb{E}e^{itX} \mathbb{E}e^{-itX},$$

οπότε

$$\phi_{X-Y}(t) = \phi_X(t) \overline{\phi_X(t)} = |\phi_X(t)|^2,$$

η οποία είναι μη αρνητική για κάθε  $t$ . Η χαρακτηριστική συνάρτηση της ομοιόμορφης στο  $[-1, 1]$  ισούται με  $\frac{\sin t}{t}$ , που παίρνει και αρνητικές τιμές, επομένως η  $X - Y$  δεν μπορεί να είναι ομοιόμορφη στο  $[-1, 1]$ .

β) Έστω  $C$  το σύνολο των σημείων συνέχειας της  $F_\infty$ . Τότε ξέρουμε ότι το σύνολο των σημείων ασυνέχειας, δηλαδή το  $C^c$  είναι αριθμήσιμο, δηλαδή έχει μέτρο Lebesgue ίσο με 0. Επιπλέον, από το θεώρημα για την ασθενή σύγκλιση, γνωρίζουμε ότι για κάθε  $t \in C$  έχουμε  $F_n(t) \rightarrow F_\infty(t)$ . Τέλος, για κάθε  $t$  ισχύει  $|F_n(t) - F_\infty(t)| \leq 2$ , επομένως από το Θεώρημα Κυριαρχημένης σύγκλισης έχουμε

$$\begin{aligned} \int_{(0,1]} |F_n(t) - F_\infty(t)| dt &= \int_C |F_n(t) - F_\infty(t)| dt + \int_{C^c} |F_n(t) - F_\infty(t)| dt \\ &\leq \int_C |F_n(t) - F_\infty(t)| dt + 2\lambda(C^c) \\ &= \int_C |F_n(t) - F_\infty(t)| dt \rightarrow 0. \end{aligned}$$

4 α) Επαγωγικά βλέπουμε ότι

$$\log W_n = \sum_{i=1}^n X_i,$$

όπου με  $X_i$  συμβολίζουμε τις ανεξάρτητες και ισόνομες τυχαίες μεταβλητές  $\log(qr + (1-q)V_i)$ . Παρατηρούμε ότι κάθε  $X_i$  είναι κάτω φραγμένη από  $\log(qr) > -\infty$ , εφόσον οι  $V_i$  είναι μη αρνητικές. Έπεται ότι η μέση τιμή  $\mathbb{E}[(X_1)_-]$  είναι πεπερασμένη, οπότε από τον νόμο των μεγάλων αριθμών ισχύει ότι

$$n^{-1} \log W_n \xrightarrow{\sigma.\beta.} w(q),$$

ακόμη και αν το δεξί μέλος είναι άπειρο.

β) Εφόσον η συνάρτηση  $q \mapsto (qr + (1 - q)V_1(\omega))$  είναι γραμμική και η  $\log x$  είναι κοίλη, έπεται ότι η  $q \mapsto \log(qr + (1 - q)V_1)$  είναι κοίλη στο  $(0, 1]$ , για κάθε  $\omega \in \Omega$ . Η μέση τιμή (λόγω γραμμικότητας) διατηρεί τα κοίλα της συνάρτησης, οπότε η απεικόνιση  $q \mapsto w(q)$  είναι κοίλη στο  $(0, 1]$ .

γ) Από την ανισότητα Jensen για την κοίλη συνάρτηση  $g(x) = \log x, x > 0$ , παίρνουμε

$$w(q) = \mathbb{E} \log(qr + (1 - q)V_1) \leq \log(qr + (1 - q)\mathbb{E}V_1).$$

Επομένως αν  $\mathbb{E}V_1 \leq r$ , τότε  $w(q) \leq \log(qr + (1 - q)r) = \log r = w(1)$ . Στην περίπτωση που  $\mathbb{E}V_1^{-1} \leq \frac{1}{r}$ , από την ανισότητα  $(\log x)_{-} \leq 1/(ex)$  για κάθε  $x \geq 0$ , παίρνουμε ότι η

$$\mathbb{E}[(\log V_1)_{-}]$$

είναι πεπερασμένη. Επομένως, ο νόμος των μεγάλων αριθμών μπορεί να εφαρμοστεί και όταν  $q = 0$ , δηλαδή όταν  $X_i = \log V_i$ . Επιπλέον, εφόσον η  $\mathbb{E}[(\log V_1)_{-}]$  είναι πεπερασμένη,

$$w(q) = w(0) + \mathbf{E} \log(qrV_1^{-1} + 1 - q)$$

και από την ανισότητα Jensen παίρνουμε

$$\mathbf{E} \log(qrV_1^{-1} + 1 - q) \leq \log(qr\mathbb{E}V_1^{-1} + 1 - q) \leq 0,$$

όπου χρησιμοποιήσαμε ότι  $\mathbb{E}V_1^{-1} \leq r^{-1}$ . Αυτό σημαίνει ότι  $w(q) \leq w(0)$ .

5 α) Από την ανεξαρτησία παίρνουμε

$$b_n = \text{Var}(R_n) = \sum_{k=1}^n \text{Var}(B_k) = \sum_{k=1}^n k^{-1} (1 - k^{-1}) = \sum_{k=1}^n k^{-1} - \sum_{k=1}^n k^{-2}.$$

Επιπλέον, εφόσον  $\log n = \int_1^n x^{-1} dx$ , από την μονοτονία της  $x^{-1}$  παίρνουμε ότι

$$\sum_{k=2}^n k^{-1} \leq \log n \leq \sum_{k=1}^n k^{-1}.$$

Επιπλέον  $\sum_k k^{-2} < C$ , επομένως  $b_n / \log n \rightarrow 1$ , όπως θέλαμε.

β) Εφόσον  $|X_{n,k}| \leq (\log n)^{-1/2}$  για κάθε  $n, k$  και για κάθε  $\omega$ , τότε αν

$$L_n(\varepsilon) = \sum_{k=1}^n \mathbf{E} \left[ X_{n,k}^2; |X_{n,k}| \geq \varepsilon \right],$$

έχουμε ότι η  $L_n(\varepsilon)$  είναι ίση με μηδέν για  $n > \exp(\varepsilon^{-2})$ , επομένως η συνθήκη του Lindeberg ικανοποιείται. Επιπλέον, οι τυχαίες μεταβλητές  $X_{n,k}$  έχουν μέση τιμή 0 και την βοήθεια του ερωτήματος α) συμπεραίνουμε ότι

$$v_n = \sum_{k=1}^n \mathbb{E}X_{n,k}^2 = b_n / \log n \rightarrow 1$$

καθώς  $n \rightarrow \infty$ .

γ) Από το Κεντρικό Οριακό Θεώρημα παίρνουμε ότι

$$(R_n - \mathbf{E}R_n) / \sqrt{\log n} \xrightarrow{d} G.$$

Η σύγκλιση κατά κατανομή δεν επηρεάζεται αν προσθέσουμε τον όρο

$$(\mathbf{E}R_n - \log n) / \sqrt{\log n} \rightarrow 0,$$

ο οποίος δεν περιέχει τυχαίες μεταβλητές.

6 α) Έστω  $\epsilon > 0$ . Τότε, από τον ορισμό της σύγκλισης κατά πιθανότητα παίρνουμε

$$\mathbf{P}(|Z_{n_1(\ell)} - Z_{n_1(\ell)}| > \epsilon) \leq \mathbf{P}(|Z_{n_1(\ell)} - Z_\infty| > \epsilon/2) + \mathbf{P}(|Z_{n_2(\ell)} - Z_\infty| > \epsilon/2) \rightarrow 0.$$

β) Θα εφαρμόσουμε το α) για τις ακολουθίες  $2n$  και  $n$ . Έχουμε

$$\begin{aligned} S_{2n} - S_n &= \frac{1}{\sqrt{2n}} \sum_{i=1}^{2n} X_i - \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^n X_j \\ &= \frac{1-\sqrt{2}}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i + \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=n+1}^{2n} X_j \end{aligned}$$

Εφόσον οι  $X_i$  είναι ανεξάρτητες και ισόνομες, από το κεντρικό οριακό θεώρημα παίρνουμε ότι οι τυχαίες μεταβλητές  $(\sum_{i=1}^n X_i/\sqrt{n}, \sum_{j=n+1}^{2n} X_j/\sqrt{n})$  συγκλίνουν στο ζεύγος  $(G, G')$ , ανεξάρτητων κανονικών κατανομών. Ειδικότερα,

$$S_{2n} - S_n \xrightarrow{d} \frac{1-\sqrt{2}}{\sqrt{2}} G + \frac{1}{\sqrt{2}} G' \sim \mathcal{N}(0, 2-\sqrt{2}).$$

Αυτό σημαίνει ότι η διαφορά  $S_{2n} - S_n$  δεν συγκλίνει κατά πιθανότητα στο 0, άρα από το α), η  $S_n$  δεν συγκλίνει κατά πιθανότητα.

7 α) Θέτουμε

$$\mathcal{F}_n := \sigma(X_1, X_2, \dots, X_n), \quad M_n := X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

και  $\mathbb{E}(X_k^2) = \sigma_k^2$  και ορίζουμε

$$A_n := \sum_{k=1}^n \sigma_k^2.$$

Ξέρουμε ότι η ακολουθία  $M_n$  είναι martingale. Επιπλέον,

$$\mathbb{E}[(M_k - M_{k-1})^2] = \mathbb{E}(X_k^2) = \sigma_k^2,$$

οπότε

$$\mathbb{E}(M_n^2) = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 = A_n$$

Αν  $\sum \sigma_k^2 < \infty$ , τότε η ακολουθία  $M_n$  είναι φραγμένη στον  $L^2$ , επομένως το όριο  $\lim M_n$  υπάρχει σ.β.

β) Θέτουμε  $a_n := \mathbb{E}(\sqrt{X_n})$  και

$$M_n := \prod_{k=1}^n \frac{\sqrt{X_k}}{a_k}.$$

Τότε η ακολουθία  $\{M_n\}$  είναι ένα μη αρνητικό martingale (εξηγήστε). Επιπλέον, έχουμε ότι

$$\mathbb{E}(M_n^2) = \mathbb{E}\left(\prod_{k=1}^n \frac{X_k}{a_k^2}\right) = \frac{\mathbb{E}(Y_n)}{(\prod_{k=1}^n a_k)^2} \leq \frac{1}{(\prod_{k=1}^\infty a_k)^2} < \infty,$$

όπου στην τελευταία ανισότητα χρησιμοποιήσαμε ότι  $\mathbb{E}(Y_n) = 1$  και  $a_k \leq 1$  από την ανισότητα Jensen. Συνεπώς, από το Θεώρημα για την  $L^2$ -martingale σύγκλιση παίρνουμε ότι  $M_n \rightarrow M_\infty$  και σχεδόν βέβαια στον  $L^2$ . Εφόσον  $Y_n = (\prod_{k=1}^n a_k)^2 M_n^2$ , έπεται ότι η  $\{Y_n\}$  είναι ομοιόμορφα ολοκληρώσιμη, επομένως  $Y_n$  συγκλίνει στον  $L^1$ .